N° 11F0019M au catalogue — N° 305
ISSN: 1205-9161
ISBN: 978-0-662-08355-9

Document de recherche

Direction des études analytiques documents de recherche

Bases démographiques de la montée de l'emploi et des gains chez les mères seules au Canada et aux États-Unis, 1980 à 2000

par John Myles, Feng Hou, Garnett Picot et Karen Myers

Analyse des entreprises et du marché du travail
Immeuble R.-H.-Coats, pièce 24-I, 100, promenade Tunney's Pasture, Ottawa K1A 0T6

Téléphone: 1-800-263-1136

Statistique Canada Statistics Canada

Canada

Bases démographiques de la montée de l'emploi et des gains chez les mères seules au Canada et aux États-Unis, 1980 à 2000

par John Myles, Feng Hou, Garnett Picot et Karen Myers

11F0019 n° 305
ISSN : 1205-9161
ISBN : 978-0-662-08355-9

Statistique Canada
Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail
24-I, immeuble R.-H.-Coats, 100, promenade Tunney's Pasture, Ottawa K1A 0T6

Comment obtenir d'autres renseignements :
Service national de renseignements : 1-800-263-1136
Renseignements par courriel : infostats@statcan.ca

Mars 2008

Nous remercions Dana Hamplova de ses précieuses observations sur une version antérieure du présent document.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2008

Tous droits réservés. Le contenu de la présente publication électronique peut être reproduit en tout ou en partie, par quelque moyen que ce soit, sans autre permission de Statistique Canada, sous réserve que la reproduction soit effectuée uniquement à des fins d'étude privée, de recherche, de critique, de compte rendu ou en vue de préparer un résumé destiné aux journaux et/ou à des fins non commerciales. Statistique Canada doit être cité comme suit : Source (ou « Adapté de », s'il y a lieu) : Statistique Canada, année de publication, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, période de référence et page(s). Autrement, il est interdit de reproduire quelque contenu de la présente publication ou de l'emmagasiner dans un système d'extraction, ou de le transmettre sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, reproduction électronique, mécanique, photographique, pour quelque fin que ce soit, sans l'autorisation écrite préalable des Services d'octroi de licences, Division des services à la clientèle, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

This publication is available in English (Catalogue no. 11F0019M, no. 305).

Note de reconnaissance :
Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

Normes de service à la clientèle :
Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle qui sont observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.ca sous À propos de nous > Offrir des services aux Canadiens.

Table des matières

Résumé 4

Sommaire exécutif 5

1 Introduction 7

2 Données et cadre d'analyse 9

3 Données descriptives 12

3.1 Variations de composition 12

3.2 Variation des résultats sur le marché du travail 14

4 Explication de l'évolution 17

4.1 Probabilités d'emploi chez les mères 17

4.2 Gains des mères occupant un emploi 18

5 Examen et conclusion 22

Bibliographie 29

Résumé

Malgré des réformes relativement modestes du régime de bien-être au Canada par rapport aux États-Unis, les taux d'emploi et la rémunération des mères seules ont progressé depuis 1980 presque d'un même ordre de grandeur dans ces deux pays. Nous allons montrer que la plupart des hausses au Canada et une partie appréciable de l'évolution aux États-Unis s'expliquent par la dynamique de la succession des cohortes et du vieillissement de la population, la génération nombreuse et plus scolarisée du baby-boom ayant remplacé les anciennes cohortes et ayant elle-même accédé à la quarantaine. Au Canada comme aux États-Unis, les effets démographiques sont le principal facteur expliquant la montée de l'emploi et des gains chez les mères seules plus âgées (40 ans et plus). Chez les mères plus jeunes en revanche, ce qui a surtout joué, c'est l'évolution du comportement sur le marché du travail et d'autres variables non mesurées. Dans l'ensemble, l'évolution démographique a prédominé au Canada, mais non aux États-Unis, et ce, pour deux raisons : a) les mères seules sont bien plus âgées au Canada qu'aux États-Unis; b) dans le sens même de la thèse de la réforme du bien-être, l'évolution des comportements a eu bien plus d'ampleur chez les mères seules plus jeunes aux États-Unis.

Mots clés : mères seules, taux d'emploi, gains

Sommaire exécutif

De 1980 à 2000, nous avons assisté à une forte montée de l'emploi et de la rémunération chez les mères seules au Canada et aux États-Unis. Dans ces deux pays, l'ordre de grandeur du phénomène a presque été le même. C'est ainsi que, pendant cette période, les taux de faible revenu ont également décru chez les mères seules et leurs enfants.

Les études américaines ont presque invariablement expliqué cette tendance aux États-Unis par une évolution du comportement des mères seules sur le marché du travail, laquelle a été causée par la réforme radicale du régime de bien-être qui, dans le cadre de la *Personal Responsibility Act* de 1996, a rendu plus difficile la réception de prestations d'aide sociale et a limité la période de réception.

Durant les années 1990, diverses provinces canadiennes ont aussi adopté des lois dites de transition aide sociale-marché du travail. Pour sa part, le Québec a accru les possibilités d'emploi s'offrant aux mères seules en donnant beaucoup plus d'ampleur aux subventions de garde des enfants. Dans une étude antérieure, nous avons démontré que la tendance observée au Canada est presque entièrement due à l'évolution des caractéristiques sociales qui conditionnent l'activité des mères seules sur le marché du travail. Pour expliquer presque entièrement la montée de l'emploi et des gains chez les mères seules au pays, il y aurait le fait que, en 2000, celles-ci étaient bien plus âgées et scolarisées qu'en 1980.

L'implication de ces études antérieures est que, bien que presque d'un même ordre de grandeur, cette montée au Canada et aux États-Unis est attribuable à des facteurs très différents. Pour vérifier cette hypothèse, nous faisons la description et la comparaison des aspects démographiques de l'évolution des résultats sur le marché du travail des mères seules des deux pays pendant les décennies 1980 et 1990.

Nous démontrons ainsi que les variations de l'emploi et des gains chez les mères seules au Canada s'expliquent en majeure partie par une évolution de la scolarité et de la structure par âge, mais que, dans le sens même de la thèse de la réforme du bien-être, tel n'a pas été le cas aux États-Unis.

Des différences nationales de composition de la population des mères seules aideraient toutefois à rendre compte des différences de l'importance relative des effets démographiques dans les deux pays. Au Canada comme aux États-Unis, les variations de composition sociodémographique ont surtout joué comme facteur dans le cas des mères seules plus âgées (40 ans et plus). Ce sont des changements qui se sont produits principalement durant les années 1980, bien avant les réformes du régime de bien-être des années 1990. Il faut aussi dire que, contrairement à ce qui s'est passé aux États-Unis, ce sont les mères seules de plus de 40 ans qui ont eu droit à presque tous les gains d'emploi et de rémunération au Canada. Chez les mères seules plus jeunes en revanche, l'emploi a progressé avant tout au cours de la décennie 1990 au Canada et aux États-Unis avec pour grande cause les changements de « comportement », et non pas les variations de composition sociale. Cela accrédite la thèse selon laquelle, dans les deux pays, les hausses de l'emploi dans ce groupe plus jeune ont été causées par la politique sociale. Les effets de politique sociale chez les mères seules plus jeunes ont été bien plus prononcés aux États-Unis cependant, et celles-ci tiennent une bien plus grande place dans la population des mères seules américaines.

Ces différences étayent la conclusion selon laquelle la réforme du régime de bien-être a joué un rôle marquant dans la montée de l'emploi chez les mères seules aux États-Unis, alors que le mouvement correspondant au Canada était surtout d'origine démographique.

1 Introduction[1]

La montée de l'emploi féminin a constitué un trait distinctif de tous les marchés du travail contemporains et, à cet égard, les mères seules n'ont pas fait bande à part. Depuis le début des années 1980, les taux d'emploi des mères seules ont augmenté de 12 points de pourcentage au Canada et de 13 points aux États-Unis. Le revenu du travail des mères seules (sont comprises les mères seules ayant des gains nuls) s'est élevé presque de 40 % dans l'un et l'autre de ces pays. Les différences initiales de niveau d'emploi mises à part (aux États-Unis, les mères seules ont toujours été plus susceptibles d'accéder à l'emploi), les tendances de l'emploi et des gains donnent l'impression que les mères seules au Canada et aux États-Unis forment deux échantillons issus d'une même population (partie 2, tableau 1). De plus, le Canada, comme les États-Unis, a connu un recul des taux de pauvreté des mères seules pendant la seconde moitié des années 1990. Cette vaste similitude de résultats porte à penser que les mêmes facteurs ont pu entrer en jeu. Est-ce le cas?

Tableau 1
Niveaux et tendances de l'emploi et des gains chez les mères seules au Canada, de 1980 à 2000, et aux États-Unis, de 1979 à 1999

	États-Unis			Canada		
Année	1979	1989	1999	1980	1990	2000
Niveau						
Gains positifs (%)	69,1	72,3	81,7	61,0	66,4	73,1
40 semaines et plus chez les mères ayant un emploi (%)	48,8	52,8	63,5	42,3	45,9	55,5
Gains moyens dans l'ensemble (monnaie nationale)	13 548	15 224	18 571	13 207	15 514	18 324
Gains moyens chez les mères ayant un emploi (monnaie nationale)	19 615	21 062	22 733	21 684	23 376	25 073
Période	1979 à 1999	1979 à 1989	1989 à 1999	1980 à 2000	1980 à 1990	1990 à 2000
Variation						
Gains positifs (%)	12,6	3,2	9,4	12,1	5,4	6,7
40 semaines et plus chez les mères ayant un emploi (%)	14,7	4	10,7	13,2	3,6	9,6
Gains moyens dans l'ensemble (%)	37,1	12,4	22,0	38,7	17,5	18,1
Gains moyens chez les mères ayant un emploi (%)	15,9	7,4	7,9	15,6	7,8	7,3

Nota : Les auteurs établissent les estimations relatives aux États-Unis en se reportant aux fichiers de microdonnées à grande diffusion (Public-Use Microdata Sample files) des recensements américains. Pour les estimations canadiennes, ils se reportent aux fichiers principaux des recensements canadiens. Les chiffres d'emploi et de gains visent l'année précédant le recensement.
Sources : Statistique Canada, Recensements du Canada de 1981, 1991 et 2001; U.S. Census Bureau, Recensements des États-Unis de 1980, 1990 et 2000.

Il y a deux grandes explications aux tendances à long terme de l'emploi chez les mères. D'abord, une grande évolution socioculturelle, les variations de la demande de travail et les politiques publiques d'encouragement à l'emploi féminin sont venues transformer le comportement sur le marché du travail des femmes à caractéristiques familiales et professionnelles égales. Par rapport au passé, les mères ayant de jeunes enfants sont bien plus susceptibles, par exemple, de continuer à

1. Cette étude comparative canado-américaine s'appuie sur une étude déjà consacrée par Myles, Hou, Picot et Myers aux mères seules au Canada (2007).

occuper un emploi ou de reprendre le travail et les femmes de tout âge et de tout niveau de scolarité ont plus de chances de parvenir à l'emploi. Les pouvoirs publics sont également intervenus pour modifier le comportement des mères seules sur le marché du travail. Le Earned Income Tax Credit aux États-Unis et la Prestation nationale pour enfants au Canada ont été conçus comme un encouragement au travail par une subvention destinée aux mères à faible revenu d'emploi. Et les États-Unis et le Canada ont voté des lois dites de transition aide sociale-marché du travail et apporté d'autres modifications législatives en vue de décourager la dépendance à l'égard du régime d'aide sociale. Aux États-Unis, la *Personal Responsibility Act* de 1996, qui fixe des limites de temps et des exigences de travail aux mères prestatrices de l'aide sociale, a eu pour pendant des réformes de même nature mais d'un caractère plus modeste dans plusieurs provinces canadiennes durant les années 1990. Pour sa part, la province de Québec a considérablement majoré ses subventions aux services de garde d'enfants[2].

Tout aussi importante a été l'évolution radicale des caractéristiques sociodémographiques des mères et des familles qui conditionnent leur activité et leurs gains sur le marché du travail. De nos jours, les mères en général et les mères seules sont bien plus scolarisées et âgées et comptent moins d'enfants que par le passé. En 1980, la population de mères seules était formée avant tout de cohortes de naissances antérieures à 1950. Au cours des années 1980 et 1990, ces cohortes ont été remplacées par les cohortes du baby-boom des décennies 1950 et 1960 où les niveaux de scolarité beaucoup plus élevés et la participation accrue à la vie active des femmes étaient bien supérieures. Pendant les années 1990, ce mouvement s'est trouvé amplifié de deux manières par le vieillissement de la génération du baby-boom. D'abord, les cohortes en question sont parvenues à la quarantaine, à un âge donc où l'emploi et les gains sont généralement plus élevés. Ainsi, la proportion de toutes les mères seules de plus de 40 ans a augmenté, alors que diminuait la proportion de mères seules de moins de 30 ans. Autre phénomène, la scolarité a nettement progressé chez les mères du baby-boom par la double tendance des femmes moins scolarisées à avoir des enfants plus tôt et des femmes plus scolarisées à divorcer ou à se séparer.

Aux États-Unis, la recherche sur la hausse de l'activité sur le marché du travail et la baisse de l'utilisation du régime de bien-être chez les mères seules a principalement porté sur la contribution relative des réformes de ce régime en 1996, d'une part, et de la reprise économique des dernières années de la décennie 1990, d'autre part (Blank, 2002). Plusieurs études américaines introduisent les niveaux de scolarité comme « variable de contrôle » dans leurs modèles (Eissa et Liebman, 1996; Meyer et Rosenbaum, 2001; Grogger, 2003), mais dans ce pays, on a relativement peu insisté sur le lien à faire entre l'évolution démographique et le mieux-être économique des mères seules. Dans son bilan complet des études consacrées à la réforme du régime de bien-être, Blank (2002) ne cite aucune étude où on évoque la montée des niveaux de scolarité comme explication possible. Fang et Keane (2004) notent pour leur part que les niveaux de scolarité des mères seules se sont considérablement élevés depuis les années 1970, mais ils ne tiennent pas compte des conséquences éventuelles en disant que le gros des hausses en question ont eu lieu avant 1996 et ne pourraient donc rendre compte de l'évolution récente. Dans une première étude de Dooley (1994) au Canada, on conclut aussi que l'évolution des caractéristiques sociodémographiques qui conditionnent

2. En Ontario par exemple, on a réduit de 21 % les prestations d'aide sociale aux mères et pères seuls et obligé les intéressés à participer à des programmes obligatoires de travail comme condition préalable où on visait à rapidement intégrer les participants au marché du travail en faisant exception toutefois des mères et pères seuls ayant des enfants d'âge préscolaire (McMullin, Davies et Cassidy, 2002).

l'emploi n'explique qu'une modeste partie de la montée de l'emploi de 1973 à 1988 chez les mères seules et mariées au pays.

Dans la présente étude, nous dégageons la contribution « démographique » à l'évolution des résultats sur le marché du travail des mères seules au Canada et aux États-Unis pendant les décennies 1980 et 1990. Dans notre analyse, nous faisons intervenir trois années comparables de recensement (voir le tableau 1) se situant à des stades à peu près semblables du cycle économique. Nous constatons que des phénomènes plutôt différents ont été à l'origine de l'évolution de l'activité et des gains des mères seules sur le marché du travail. Au Canada, les variations d'emploi et de gains au cours des deux décennies considérées sont principalement attribuables aux variations de composition sociodémographique des mères seules, c'est-à-dire à des facteurs « démographiques ». Aux États-Unis en revanche, le grand facteur qui a joué, ce sont les changements de comportement sur le marché du travail de mères seules aux caractéristiques par ailleurs semblables.

Les différences nationales de composition de la population des mères seules aident toutefois à expliquer les différences d'importance relative des effets démographiques qui se sont manifestés dans les deux pays. Au Canada comme aux États-Unis, les variations de composition sociodémographique expliquent en majeure partie les variations observées chez les mères seules plus âgées (40 ans et plus) et les variations de « comportement » sont principalement à l'origine de la montée de l'emploi chez les mères plus jeunes. Comme les mères seules sont bien plus âgées au Canada qu'aux États-Unis et que l'évolution des comportements dans la population des mères seules a été bien moindre au Canada, ces « effets démographiques » prédominent dans les tendances canadiennes, mais non dans les tendances américaines. Chez les mères seules plus âgées, la grande cause de la montée de l'emploi et des gains est l'évolution des niveaux de scolarité et des autres caractéristiques sociodémographiques. Cette transformation s'est opérée principalement pendant les années 1980, bien avant les réformes du régime de bien-être social durant les années 1990. Chez les mères seules plus jeunes par contre, les hausses de l'emploi ont surtout eu lieu durant les années 1990 tant aux États-Unis qu'au Canada avec pour origine des changements de « comportement » avant tout, et non pas les facteurs démographiques, ce qui accrédite la thèse selon laquelle la montée de l'emploi chez les mères seules de moins de 40 ans a été causée par la politique sociale[3]. Il faut aussi dire que les effets de comportement ont été bien plus marqués aux États-Unis qu'au Canada. Si on exclut les effets démographiques, on se rend compte que, chez les mères seules durant les années 1990, l'emploi a augmenté de plus de 10 points de pourcentage aux États-Unis et de 4 points seulement au Canada.

Comme nous l'énonçons en conclusion, ces différences de modification des comportements chez les mères seules plus jeunes vont aussi dans le sens des différences entre les deux pays pour l'ordre de grandeur et la nature de l'évolution du régime de soutien du revenu des mères seules pendant les années 1990.

2 Données et cadre d'analyse

Nos données sont puisées à deux sources, à savoir les fichiers principaux à 20 % (échantillon de la population canadienne) des recensements de 1981, 1991 et 2001 au Canada et les fichiers de

3. Nous parlons de résultats qui vont dans le sens de cette conclusion, puisque notre cadre d'analyse ne nous permet pas de cerner l'effet net des changements de politique sociale par rapport à l'incidence d'autres variables non mesurées qui pourraient rendre compte de l'évolution des comportements sur le marché du travail.

microdonnées à grande diffusion (Public-Use Microdata Sample [PUMS]) à 5 % des recensements de 1980, 1990 et 2000 aux États-Unis. Les échantillons fort imposants qu'offrent ces sources permettent de surmonter les contraintes inhérentes à l'utilisation, pour des études de petites populations comme celle des mères seules, d'autres sources de données comme la Current Population Survey dans le cas des États-Unis ou, dans le cas du Canada, l'Enquête sur les finances des consommateurs et l'enquête qui y a succédé, l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu. Comme les données sur le revenu, les gains et la participation à la vie active se rapportent à l'année civile précédente, les résultats canadiens visent les années 1980, 1990 et 2000 et les résultats américains, les années 1979, 1989 et 1999. Les années d'observation étant en gros des années de crête du cycle économique, nous sommes raisonnablement sûrs que nos conclusions ne seront pas à confondre avec un constat d'effets de cycle économique[4]. Nous limitons notre échantillon aux mères seules de moins de 65 ans ayant un ou plusieurs enfants de 18 ans ou moins.

La grande question que nous nous posons est de savoir dans quelle mesure la montée du taux d'emploi et des gains des mères seules peut s'expliquer par l'évolution de leur composition démographique. Pour juger du facteur contributif que constituent les variations de composition, nous regardons trois résultats. Premièrement, nous examinons les taux d'activité sur le marché du travail (par l'existence de gains positifs l'année précédente) et, deuxièmement, les gains annuels (en expression logarithmique) chez les mères seules ayant de tels gains positifs. Le revenu du travail est exprimé en dollars constants de 1999 et 2000[5].

Comme les tendances des gains annuels traduisent les variations tant des taux de rémunération que de l'offre de travail (heures et semaines travaillées), nous estimons aussi les variations des gains hebdomadaires (en expression logarithmique). Nous savons que la variation de la moyenne du logarithme des gains annuels est simplement la somme des variations de la moyenne respective du logarithme des gains hebdomadaires et des semaines travaillées. La comparaison des deux ensembles de résultats nous permet de déterminer dans quelle mesure les variations des gains annuels et de leurs composantes tiennent aux variations d'offre de travail (semaines travaillées) ou de rémunération hebdomadaire. Idéalement, nous tiendrions aussi compte des heures travaillées par semaine dans les gains hebdomadaires moyens, mais les données de recensement au Canada ne permettent pas d'estimation précise de ces heures de travail. Nous recourons plutôt à une variable de contrôle selon que la répondante travaillait habituellement à plein temps ou à temps partiel.

Parmi nos variables indépendantes, il y a un jeu de variables nominales pour l'âge (cohortes de 5 ans); la scolarité (moins que les études secondaires, diplôme de l'école secondaire, certaines études postsecondaires, grade universitaire); le nombre d'enfants de 18 ans et moins, la présence d'un enfant de moins de 6 ans; la situation d'immigrante; et l'état matrimonial (personne jamais mariée, divorcée ou séparée, veuve)[6]. De tout temps, les gens de couleur ont tenu une grande place dans la population américaine et une place modeste mais croissante dans la population canadienne. Nous prenons donc des indicateurs types du recensement pour la « race » (Blancs, Noirs, Asiatiques,

4. Les années d'observation aux États-Unis se révèlent quelque peu supérieures à cet égard. Pour le recensement de 1990, il s'agit de 1989, année précédant la récession ayant débuté au milieu de 1990.
5. Puisque notre centre d'intérêt est la variation des gains en expression logarithmique (comme approximation d'une variation en pourcentage) plutôt que la variation absolue, nous exprimons le revenu du travail dans la monnaie du pays visé hors de toute correction en fonction des différences de pouvoir d'achat entre monnaies.
6. Notre indicateur de l'état matrimonial est moins qu'idéal, puisque, dans le groupe des femmes jamais mariées, nous ne pouvons distinguer les personnes qui ont toujours été seules des gens qui vivaient auparavant en union libre ou union de fait.

Hispaniques et autres) aux États-Unis et pour la « minorité visible » (Blancs, Noirs, Asiatiques et autres) au Canada.

Pour voir dans quelle mesure les variations de l'emploi et de la rémunération chez les mères seules peuvent s'expliquer par les variations de composition démographique, nous recourons à une décomposition type d'Oaxaca-Blinder (Oaxaca, 1973; Blinder, 1973). Nous « décomposons » ainsi la variation de nos variables dépendantes (emploi et gains) en trois parties respectivement qualifiées d'« expliquée » (par la variation des moyennes des variables explicatives dans notre modèle), d'« inexpliquée » (par les variations des coefficients estimés) et d'« interactive » pour ces deux effets.

Pour chacune de nos variables dépendantes, nous estimons d'abord des modèles de régression séparés pour chaque période visée. Ainsi, nous avons $Y_1 = a + B_{1i}X_{1i} + e_1$ pour les gains de la période 1 et $Y_2 = a + B_{2i}X_{2i} + e_2$ pour ceux de la période 2. La différence de moyennes entre $\overline{Y_1}$ et $\overline{Y_2}$ ($\Delta\overline{Y}$) qui est attribuable à la différence de moyennes entre X_{1i} et X_{2i} est la partie « expliquée » dans l'analyse moyennes-coefficients. Cette composante « expliquée » correspond à la contribution apportée par les variations de caractéristiques mesurées comme celles de la scolarité, de l'âge, du nombre d'enfants, etc. La partie restante de $\Delta\overline{Y}$ représente la partie « inexpliquée » par les variations des valeurs des variables indépendantes, c'est-à-dire qui tient aux variations des coefficients. La composante « inexpliquée » décrit les effets de toutes les variables non mesurées qui ne font pas partie du modèle, ce qui comprend notamment les changements de comportement suscités par les réformes de la politique sociale. Avec cette partie inexpliquée liée aux variations des coefficients, on tient compte de la proportion de la variation pouvant être attribuée aux réformes de la politique publique, mais la méthode que nous employons ne nous permet pas de dégager l'ordre de grandeur de cette incidence par rapport à celle d'autres variables omises ou aux variations réelles de la rétribution de l'éducation et d'autres caractéristiques prises en compte dans la modélisation.

La taille de la composante « expliquée » pourrait être largement fonction de ce que B_{1i} ou B_{2i} servent respectivement de poids (Blau et Graham, 1990). Les différences de composante « expliquée » selon B_{1i} ou B_{2i} correspondent à l'effet mixte des moyennes et des coefficients appréhendé par le terme d'interaction. Un terme très élevé implique que les résultats sont fonction de la pondération choisie et qu'une interprétation unique de l'importance relative des composantes « expliquée » et « inexpliquée » est impossible. Comme le montrent nos résultats, les données que nous présentons ne subissent pas outre mesure l'influence de cette question.

Comme notre variable de l'emploi (proportion de mères seules ayant des valeurs positives de gains) est dichotomique, nous établissons des estimations distinctes à la fois par la méthode d'Oaxaca-Blinder et par la méthode d'Even-MacPherson (1994). Dans le premier cas, on emploie un modèle de régression par les moindres carrés ordinaires (MCO) pour estimer les probabilités d'emploi; dans le second cas, on utilise un modèle logit. L'avantage avec la décomposition d'Oaxaca-Blinder est que la variation globale peut se diviser en trois parties : a) variations de composition (les X), b) variations des coefficients (effet des X) et c) effet mixte (ou interaction) des variations de composition et des coefficients. La limite cependant est le problème bien connu d'ajustement de modèles MCO dans le cas d'une variable dépendante à caractère dichotomique. Si les résultats sont hautement asymétriques (appartenant à une catégorie à moins de 20 %), ils peuvent être entachés d'effets de « plancher » ou de « plafonnement » et donner des valeurs prévues de probabilité hors de l'intervalle 0-1. Statistiquement, la méthode d'Even-MacPherson convient mieux à des résultats dichotomiques, mais à la différence de la méthode d'Oaxaca-Blinder, elle ne peut dégager la

contribution apportée par l'interaction moyennes-coefficients. Qui plus est, elle ne se prête pas d'emblée à l'interprétation qu'autorise le traitement linéaire des probabilités (MCO). Comme la distribution des résultats dichotomiques se situe bien à l'intérieur de la plage d'acceptabilité de la méthode MCO (Moffit, 1999) et que les deux méthodes livrent des résultats en gros identiques, nous présentons les résultats du traitement MCO pour faciliter l'interprétation.

3 Données descriptives

3.1 Variations de composition

Les mères seules ont toujours été plus âgées et ont toujours eu moins d'enfants et de jeunes enfants au Canada qu'aux États-Unis (tableau 2). En 1999 et 2000, 27 % des mères seules aux États-Unis avaient moins de 30 ans comparativement à 18 % au Canada. Aux États-Unis, le nombre d'enfants de ces mères était de trois et plus dans une proportion de 20 % contre 13 % au Canada et un enfant de moins de six ans était présent dans une proportion de 40 % contre 32 %. À l'instar de toute la population (Frenette, 2005), les mères seules sont moins susceptibles au Canada qu'aux États-Unis de compléter leurs études secondaires et de faire des études universitaires, mais celles qui ont obtenu le diplôme de l'école secondaire ont plus de chances de faire des études postsecondaires.

Les immigrantes forment une plus grande partie de la population des mères seules et les femmes de couleur une partie bien moindre de cette population au Canada qu'aux États-Unis. Au début du siècle, les femmes de couleur constituaient la moitié de la population des mères seules aux États-Unis et 15 % seulement au Canada. C'est une différence qui est principalement attribuable à l'existence d'une importante population noire de souche aux États-Unis.

Notre centre d'intérêt n'est cependant pas les différences transversales de *niveaux*, mais les différences longitudinales de *variations* de caractéristiques d'intérêt sur le marché du travail qui pourraient rendre compte de variations correspondantes de l'emploi et des gains. À cet égard, les tendances ont été remarquablement convergentes aux États-Unis et au Canada. D'abord, la population des mères seules a vieilli à mesure que les cohortes du baby-boom parvenaient à la quarantaine. Dans les deux pays, les mères seules ayant moins de 30 ans ont vu leur importance relative diminuer d'environ 7 points de pourcentage tandis que pour les femmes de plus de 40 ans, elle a augmenté de 6 points de pourcentage. La proportion de mères seules n'ayant pas d'études secondaires a diminué de 25 points de pourcentage au Canada et de 18 points aux Etats-Unis, et la proportion de mères seules ayant fait des études postsecondaires ou universitaires s'est accrue respectivement de 21 et 24 points de pourcentage. Dans l'ensemble, l'évolution de la répartition de la scolarité mesurée par l'indice de dissimilitude a été la même dans les deux pays (D = 24). La proportion de mères seules « jamais mariées » s'est élevée considérablement tant aux États-Unis qu'au Canada principalement en raison de la propagation des unions libres (Dooley et Finnie, 2001; Elwood et Jencks, 2004).

La montée des niveaux de scolarité est le reflet non seulement de la hausse des niveaux de scolarité chez les femmes nées durant les années 1950 et 1960 (phénomène de remplacement des cohortes), mais aussi de l'incidence du vieillissement des cohortes. Comme plus de femmes instruites se marient et ont des enfants plus tard (et risquent donc plus de devenir mères seules par le divorce et la séparation) que de femmes moins instruites, la proportion de mères seules augmente dans toute cohorte plus scolarisée à mesure que celle-ci vieillit. Il n'y a, par exemple, que 36 % des mères seules nées entre 1946 et 1950 au Canada qui avaient fait plus que des études secondaires en 1981.

Dans cette cohorte parvenue à la quarantaine en 2001, 58 % de toutes les mères seules avaient fait des études postsecondaires. Comme les mères seules dans la quarantaine étaient proportionnellement bien plus nombreuses en 2001, le résultat a été une progression appréciable des niveaux de scolarité de l'ensemble des mères seules.

Tableau 2
Répartition des mères ayant des enfants de moins de 18 ans selon certaines caractéristiques

	États-Unis				Canada			
	1979	1989	1999	Variation 1979 à 1999	1980	1990	2000	Variation 1980 à 2000
	pourcentage							
Âge								
Moins de 25 ans	16,1	13,8	13,0	-3,1	10,6	9,9	7,1	-3,5
25 à 29 ans	18,3	18,3	14,7	-3,6	14,9	15,5	11,2	-3,8
30 à 34 ans	20,7	22,4	17,4	-3,2	19,2	20,9	15,8	-3,4
35 à 39 ans	17,3	20,1	21,4	4,0	18,7	22,4	23,3	4,6
40 à 44 ans	11,8	14,3	17,7	5,9	13,9	18,1	22,8	8,9
45 à 49 ans	7,6	6,6	9,9	2,4	10,4	8,3	13,2	2,8
50 à 54 ans	4,9	2,7	4,0	-1,0	7,3	3,0	4,8	-2,5
55 ans et plus	3,3	1,9	2,0	-1,4	4,9	2,0	1,8	-3,1
Nombre d'enfants								
1	44,2	48,2	48,1	3,9	52,8	54,9	54,3	1,6
2	31,7	31,7	32,1	0,4	32,1	33,1	32,9	0,8
3	14,4	13,1	13,0	-1,4	10,9	9,4	9,8	-1,1
4 et plus	9,7	7,0	6,8	-2,9	4,3	2,6	3,0	-1,3
Enfants de moins de 6 ans	39,1	43,1	40,7	1,6	32,8	38,5	32,2	-0,7
Scolarité								
Moins d'une 12e année	34,9	22,2	16,8	-18,1	48,6	34,7	23,8	-24,8
12e année	41,7	37,9	35,7	-6,0	23,0	28,1	26,9	3,9
Certaines études postsecondaires	16,5	30,2	34,6	18,2	23,8	29,4	38,2	14,4
Grade universitaire	7,0	9,6	12,9	5,9	4,6	7,7	11,0	6,4
Situation d'immigrante								
Femme née à l'étranger	7,6	9,3	12,2	4,7	15,4	15,6	19,0	3,6
Race								
Blanche	57,5	54,0	50,3	-7,1	95,1	90,9	85,2	-10,0
Noire	31,9	32,2	30,8	-1,1	3,1	5,1	6,9	3,8
Asiatique	0,7	1,3	1,6	0,9	1,5	3,2	6,0	4,5
Hispanique[1]	8,9	11,1	14,1	5,3				
Autres	1,1	1,4	3,2	2,1	0,3	0,9	2,0	1,7
État matrimonial								
Jamais mariée	20,5	30,5	37,2	16,7	16,6	29,4	38,1	21,5
Divorcée ou séparée	68,1	63,2	57,8	-10,3	66,3	63,4	57,1	-9,2
Veuve	11,4	6,3	5,0	-6,4	17,1	7,2	4,8	-12,2

1. Les données canadiennes portant sur la race hispanique sont groupées avec les « Autres » données.
Nota : Les auteurs établissent les estimations relatives aux États-Unis en se reportant aux fichiers de microdonnées à grande diffusion (Public-Use Microdata Sample files) des recensements américains. Pour les estimations canadiennes, ils se reportent aux fichiers principaux des recensements canadiens. Les chiffres d'emploi et de gains visent l'année précédant le recensement.
Sources : Statistique Canada, Recensements du Canada de 1981, 1991 et 2001; U.S. Census Bureau, Recensements des États-Unis de 1980, 1990 et 2000.

3.2 Variation des résultats sur le marché du travail

Considérons maintenant les variations brutes de nos variables dépendantes. Les tableaux 3 et 4 décrivent l'évolution des taux d'emploi et des gains annuels des mères ayant un emploi dans les diverses catégories des principales variables indépendantes.

L'évolution du taux d'activité a été pour ainsi dire la même au Canada et aux États-Unis (12 points de pourcentage), mais cette variation moyenne nous cache d'importantes différences de répartition de cette évolution selon l'âge, l'état matrimonial et l'appartenance à une minorité raciale. Trois grandes constatations s'imposent dans cette analyse.

- Au Canada, la plupart des gains ont été réalisés par les femmes de plus de 40 ans. Aux États-Unis en revanche, les gains les plus imposants sont ceux des femmes de moins de 30 ans chez qui le taux d'activité s'est élevé presque de 17 points de pourcentage contre 7 points seulement au Canada.

- On constate aussi de nettes différences entre les deux pays dans les catégories de l'état matrimonial. Le taux d'activité des « jamais mariées » n'était que de 4 points de pourcentage plus élevé aux États-Unis qu'au Canada en 1979 et 1980, mais de 12 points plus élevé en 1999 et 2000.

- Un fait révélateur enfin est que les taux d'activité ont crû bien plus chez les Noires et les Hispaniques que chez les Blanches aux États-Unis. À l'inverse, presque tous les gains au Canada ont été réalisés par les Blanches, alors que, chez les Noires et les Asiatiques, l'activité régressait dans la période d'observation en fonction de la dégradation plus générale des résultats des immigrants canadiens sur le marché du travail au cours de cette période.

Il se peut, bien sûr, que notre indicateur de l'activité (femmes ayant des gains quelconques) induise en erreur pour ce qui est de l'intensité de l'activité sur le marché du travail (nombre d'heures et de semaines travaillées). La variation de la proportion de mères seules travaillant presque toute l'année (40 semaines et plus) a été une hausse de 15 points de pourcentage aux États-Unis et de 13 au Canada. Chez les mères seules plus jeunes cependant, la progression a été de 16 points de pourcentage aux États-Unis et de 7 seulement au Canada.

Tableau 3
Activité sur le marché du travail des mères seules ayant des enfants de moins de 18 ans, proportion présentant des valeurs positives de gains

	États-Unis				Canada			
	1979	1989	1999	Variation 1979 à 1999	1980	1990	2000	Variation 1980 à 2000
	pourcentage							
Âge								
Moins de 25 ans	53,8	55,5	73,4	19,7	44,8	44,8	50,7	5,9
25 à 29 ans	68,9	67,1	83,1	14,2	57,1	55,1	64,3	7,2
30 à 34 ans	75,6	74,3	84,2	8,6	66,4	65,3	71,5	5,1
35 à 39 ans	77,1	80,2	84,6	7,5	69,6	73,9	76,2	6,6
40 à 44 ans	75,5	82,5	84,7	9,2	68,2	77,8	79,3	11,1
45 à 49 ans	70,5	77,8	82,8	12,3	62,9	75,8	80,3	17,4
50 à 54 ans	62,1	67,4	76,7	14,5	54,5	66,4	76,1	21,7
55 ans et plus	47,5	48,9	51,0	3,5	40,4	46,1	51,6	11,3
Scolarité								
Moins d'une 12e année	49,8	47,1	59,3	9,5	45,3	47,2	52,8	7,5
12e année	76,3	72,6	80,4	4,2	68,1	69,3	72,2	4,1
Certaines études postsecondaires	82,9	83,8	89,5	6,6	80,6	80,1	81,6	1,0
Grade universitaire	90,2	93,1	93,5	3,3	90,5	90,3	89,8	-0,7
État matrimonial								
Jamais mariée	53,2	59,2	77,3	24,1	49,6	53,5	65,2	15,6
Divorcée ou séparée	75,8	79,5	85,8	10,0	65,7	72,7	78,9	13,2
Veuve	58,0	63,3	67,2	9,2	54,2	63,9	67,2	13,1
Race								
Blanche	77,6	80,2	86,8	9,2	60,2	66,5	75,3	15,1
Noire	59,1	64,8	78,2	19,1	81,1	67,4	69,8	-11,3
Asiatique	70,4	64,5	78,2	7,8	74,2	65,7	66,2	-8,0
Hispanique[1]	50,7	57,7	72,6	21,9				
Autres	63,2	64,2	78,0	14,8	63,6	54,1	64,8	1,2
Total	69,1	72,3	81,7	12,6	61,0	66,4	73,1	12,1

1. Les données canadiennes portant sur la race hispanique sont groupées avec les « Autres » données.
Nota : Les auteurs établissent les estimations relatives aux États-Unis en se reportant aux fichiers de microdonnées à grande diffusion (Public-Use Microdata Sample files) des recensements américains. Pour les estimations canadiennes, ils se reportent aux fichiers principaux des recensements canadiens. Les chiffres d'emploi et de gains visent l'année précédant le recensement.
Sources : Statistique Canada, Recensements du Canada de 1981, 1991 et 2001; U.S. Census Bureau, Recensements des Etats-Unis de 1980, 1990 et 2000.

Ensemble, ces différences canado-américaines nous livrent un premier indice de différences plutôt marquées entre les deux pays sur le plan des causes de cette évolution. Aux États-Unis, l'emploi a le plus progressé dans les groupes qui, depuis toujours, avaient le moins de chances d'occuper un emploi, c'est-à-dire les jeunes, les membres de minorités raciales et les femmes jamais mariées. Les groupes en question ont surtout réalisé leurs gains au cours des années 1990. Ceux-ci étaient bien plus importants aux États-Unis qu'au Canada. Chez les femmes plus âgées (40 ans et plus) en revanche, les gains importants se sont faits pendant les années 1980 et la progression a été bien plus ample au Canada qu'aux États-Unis. Ces différences pour les mères seules plus âgées ressemblent à celles qu'accuse la population des mères mariées. En 1979 et 1980, les taux d'activité sur le marché

du travail de ces dernières étaient pour ainsi dire identiques dans les deux pays, constatation qui valait pour presque toutes les catégories d'âge et de scolarité. Cependant, au cours des deux décennies qui ont suivi, les mères mariées ont haussé leur taux d'activité de 21 points de pourcentage au Canada et de 14 points seulement aux États-Unis. Somme toute, l'évolution des encouragements, des possibilités et (ou) des préférences en matière d'emploi chez les mères seules et les mères mariées paraissent se différencier considérablement entre le Canada et les États-Unis.

Tableau 4
Gains annuels moyens des mères ayant des enfants de moins de 18 ans et des valeurs positives de gains

	États-Unis				Canada			
	1979	1989	1999	Variation (%) 1979 à 1999	1980	1990	2000	Variation (%) 1980 à 2000
	dollars constants de 1999				dollars constants de 2000			
Âge								
Moins de 25 ans	11 303	9 491	11 506	1,8	10 688	9 248	9 795	-8,4
25 à 29 ans	17 391	15 879	17 331	-0,3	16 976	15 323	15 892	-6,4
30 à 34 ans	20 784	20 357	21 007	1,1	22 033	20 843	20 589	-6,6
35 à 39 ans	22 862	24 581	24 675	7,9	24 895	25 422	25 345	1,8
40 à 44 ans	22 704	27 460	27 608	21,6	25 364	29 343	28 405	12,0
45 à 49 ans	21 874	26 739	30 705	40,4	23 705	30 209	32 352	36,5
50 à 54 ans	20 349	23 374	30 456	49,7	22 158	26 849	32 779	47,9
55 ans et plus	17 542	19 255	24 108	37,4	19 760	21 099	26 487	34,0
Scolarité								
Moins d'une 12e année	14 084	11 697	13 374	-5,0	16 473	15 960	16 713	1,5
12e année	19 286	17 754	18 303	-5,1	20 773	21 085	21 304	2,6
Certaines études postsecondaires	22 435	23 054	23 328	4,0	24 462	24 891	25 457	4,1
Grade universitaire	30 401	36 531	39 556	30,1	39 861	42 060	41 870	5,0
État matrimonial								
Jamais mariée	15 139	15 570	18 127	19,7	17 777	17 618	19 901	11,9
Divorcée ou séparée	20 770	23 117	25 357	22,1	22 680	25 333	27 845	22,8
Veuve	17 991	20 012	23 459	30,4	20 471	23 450	26 152	27,8
Race								
Blanche	20 510	22 557	24 853	21,2	21 710	23 405	25 927	19,4
Noire	18 171	18 888	20 518	12,9	20 680	22 379	21 805	5,4
Asiatique	21 818	26 216	28 844	32,2	23 286	25 228	23 170	-0,5
Hispanique[1]	17 041	18 039	18 796	10,3				
Autres	16 313	16 307	20 122	23,3	17 326	18 494	20 907	20,7
Total	19 615	21 062	22 733	15,9	21 684	23 376	25 073	15,6

1. Les données canadiennes portant sur la race hispanique sont groupées avec les « Autres » données.
Nota : Les auteurs établissent les estimations relatives aux États-Unis en se reportant aux fichiers de microdonnées à grande diffusion (Public-Use Microdata Sample files) des recensements américains. Pour les estimations canadiennes, ils se reportent aux fichiers principaux des recensements canadiens. Les chiffres d'emploi et de gains visent l'année précédant le recensement.
Sources : Statistique Canada, Recensements du Canada de 1981, 1991 et 2001; U.S. Census Bureau, Recensements des Etats-Unis de 1980, 1990 et 2000.

Contrairement aux tendances de l'emploi, les tendances des gains ont généralement été homogènes à l'intérieur des groupes sociodémographiques. Au cours de ces deux décennies, presque toute la progression du revenu du travail chez les mères seules a été attribuée aux femmes de plus de 40 ans. Cette progression n'a guère varié selon les niveaux de scolarité sauf chez les diplômées d'université

aux États-Unis. Au Canada, les Noires et les Asiatiques offraient des résultats médiocres comparativement aux Blanches. Aux États-Unis, les Noires progressaient plus modestement que les Blanches, mais avançaient moins que les Asiatiques. Chez les mères seules plus jeunes, le revenu du travail devait décroître pendant les années 1980 pour ensuite se redresser quelque peu au cours des années 1990, alors que les mères seules parvenues à la quarantaine ont vu une progression de leurs gains pendant les années 1980.

4 Explication de l'évolution

Dans cette section, nous procédons par décomposition d'Oaxaca-Blinder pour établir dans quelle mesure les variations de composition peuvent rendre compte des variations des taux d'emploi et de la rémunération des mères. L'analyse se déroule en deux étapes. D'abord, nous nous demandons à quel point les variations de composition démographique peuvent expliquer l'évolution des probabilités d'emploi dans l'ensemble des mères seules; ensuite, nous nous attachons à l'incidence de ces mêmes variations de composition sur le logarithme des gains (annuels et hebdomadaires) des travailleuses rémunérées dans la population des mères seules. À la lumière de nos résultats descriptifs, nous menons l'analyse séparément pour les mères de moins et de plus de 40 ans.

4.1 Probabilités d'emploi chez les mères

On trouvera aux tableaux 1 et 2 en annexe les estimations de régression par les moindres carrés ordinaires (MCO) pour les probabilités d'emploi et au tableau 5 les résultats de la décomposition multidimensionnelle en résumé.

Tableau 5
Décomposition de la variation des taux d'emploi chez les mères seules ayant des enfants de moins de 18 ans

	Ensemble de ces mères				Mères de moins de 40 ans				Mères de 40 ans et plus			
		Variation due à				Variation due à				Variation due à		
	Total=	compo-sition	coeffi-cients	inter-action	Total=	compo-sition	coeffi-cients	inter-action	Total=	compo-sition	coeffi-cients	inter-action
États-Unis												
1979 à 1989	3,2	3,4	-1,1	0,9	1,2	1,7	-1,3	0,9	8,8	8,0	-0,2	0,9
1989 à 1999	9,4	1,1	8,5	-0,2	11,3	0,0	10,8	0,5	4,0	1,9	1,8	0,4
1979 à 1999	12,6	3,8	7,2	1,6	12,6	1,1	9,2	2,2	12,8	9,2	2,0	1,6
Canada												
1980 à 1990	5,4	4,4	1,7	-0,8	1,3	0,7	0,6	0,0	13,9	12,4	3,8	-2,3
1990 à 2000	6,7	3,2	3,5	-0,1	6,6	1,7	4,5	0,3	4,0	2,5	1,4	0,1
1980 à 2000	12,1	7,9	5,2	-1,0	7,9	3,0	4,7	0,2	17,9	15,1	6,3	-3,5

Nota : Les auteurs établissent les estimations relatives aux États-Unis en se reportant aux fichiers de microdonnées à grande diffusion (Public-Use Microdata Sample files) des recensements américains. Pour les estimations canadiennes, ils se reportent aux fichiers principaux des recensements canadiens. Les chiffres d'emploi et de gains visent l'année précédant le recensement.
Sources : Statistique Canada, Recensements du Canada de 1981, 1991 et 2001; U.S. Census Bureau, Recensements des Etats-Unis de 1980, 1990 et 2000.

Au cours des deux décennies étudiées, l'emploi a augmenté d'un peu plus de 12 points de pourcentage chez les mères seules des deux pays. Aux États-Unis, la progression a principalement eu lieu pendant la décennie 1990. Les variations de composition rendent compte de toute la hausse pendant les années 1980, mais de moins du tiers de cette évolution pendant les deux décennies. Au Canada, la montée des gains s'est répartie plus également sur les deux décennies et les variations de composition expliquent presque les deux tiers de la variation totale. Les résultats pour l'ensemble des mères seules traduisent d'importantes différences entre le Canada et les États-Unis pour ce que vivent respectivement le groupe jeune et le groupe plus âgé.

Dans les deux pays, les variations de composition sont à la base du gros de l'évolution qu'ont connue les mères seules plus âgées (40 ans et plus), soit d'une proportion de 84 % (15,1/17,9) au Canada et de 72 % (9,2/12,8) aux États-Unis. Comme les mères seules sont plus âgées au Canada qu'aux États-Unis, ces variations influent plus sur les tendances de tout le groupe des mères seules au Canada.

Chez les mères seules plus jeunes, les changements de comportement et d'autres variables non mesurées sont principalement à l'origine de la montée de l'activité sur le marché du travail et ces facteurs se sont manifestés avant tout durant les années 1990. Les variations de composition ont joué un rôle secondaire. Les effets de comportement (variations des coefficients) ont cependant été bien plus marqués aux États-Unis (9,2 points de pourcentage) qu'au Canada (4,7 points de pourcentage). Comme les mères seules sont plus jeunes dans le premier de ces pays que dans le second, les changements de comportement ont eu une incidence bien plus grande sur la tendance à l'échelle de la population des mères seules.

4.2 Gains des mères occupant un emploi

On trouvera aux tableaux 3 et 4 en annexe les estimations de régression MCO du logarithme des gains annuels des mères ayant un emploi et au tableau 6 les résultats de la décomposition multidimensionnelle (à plusieurs variables).

Tableau 6
Décomposition de la variation du logarithme des gains annuels des mères seules ayant un emploi et des enfants de moins de 18 ans

	Ensemble de ces mères				Mères de moins de 40 ans				Mères de 40 ans et plus			
		Variation due à				Variation due à				Variation due à		
	Total=	compo-sition	coeffi-cients	inter-action	Total=	compo-sition	coeffi-cients	inter-action	Total=	compo-sition	coeffi-cients	inter-action
États-Unis												
1979 à 1989	0,03	0,10	-0,11	0,05	-0,04	0,07	-0,15	0,04	0,21	0,17	-0,01	0,05
1989 à 1999	0,12	0,01	0,10	0,01	0,10	-0,04	0,12	0,02	0,07	0,03	0,03	0,01
1979 à 1999	0,15	0,09	0,00	0,06	0,06	0,02	-0,02	0,06	0,29	0,19	0,06	0,04
Canada												
1980 à 1990	0,05	0,09	-0,04	0,00	-0,04	0,04	-0,08	0,00	0,23	0,20	0,04	-0,01
1990 à 2000	0,06	0,08	-0,03	0,00	0,02	0,03	-0,02	0,01	-0,01	0,04	-0,05	0,00
1980 à 2000	0,11	0,15	-0,05	0,01	-0,03	0,07	-0,10	0,01	0,22	0,24	0,03	-0,05

Nota : Les auteurs établissent les estimations relatives aux États-Unis en se reportant aux fichiers de microdonnées à grande diffusion (Public-Use Microdata Sample files) des recensements américains. Pour les estimations canadiennes, ils se reportent aux fichiers principaux des recensements canadiens. Les chiffres d'emploi et de gains visent l'année précédant le recensement.
Sources : Statistique Canada, Recensements du Canada de 1981, 1991 et 2001; U.S. Census Bureau, Recensements des États-Unis de 1980, 1990 et 2000.

Dans l'un et l'autre des pays, la presque totalité des gains en revenu du travail au cours des deux décennies sont propres aux femmes de plus de 40 ans. Dans cette période bidécennale, le revenu d'emploi des mères seules plus âgées a progressé de 29 % aux États-Unis et de 22 % au Canada, surtout au cours de la décennie 1980. De plus, les variations de composition ont principalement été à l'origine de la progression, soit dans une proportion de 65 % dans le groupe plus âgé aux États-Unis et en totalité dans ce même groupe au Canada.

Dans le cas des mères seules plus jeunes, la situation n'a guère évolué. Pendant les années 1980, leur revenu d'emploi a en fait diminué d'environ 4 % tant aux États-Unis qu'au Canada. Durant les années 1990 cependant, il s'est quelque peu redressé aux États-Unis (hausse d'environ 9 %). Précisons que tout cela est une variation des coefficients et que, en réalité, les variations de composition ont un peu enfoncé le revenu du travail. Au Canada, par contre, les gains du groupe plus jeune ont été à peu près stationnaires.

En résumé, ce sont les mères seules plus âgées qui, au Canada comme aux États-Unis, ont vu leurs gains progresser le plus au cours des deux décennies surtout à cause de variations de composition sociodémographique durant les années 1980. Dans le cas des Etats-Unis, mais non au Canada, les gains du groupe plus jeune se sont élevés pendant les années 1990 et ont été le résultat d'un changement de comportement, ce qui confirme la conclusion selon laquelle la réforme du régime de bien-être aux États-Unis aurait constitué un facteur de taille dans cette évolution.

Les résultats sur le plan des gains annuels laissent toutefois sans réponse un certain nombre de questions importantes. Les variations des gains annuels sont le reflet à la fois des variations des taux de rémunération et de l'offre de travail (heures et semaines travaillées). On doit débrouiller l'écheveau des effets de ces deux facteurs pour être à même de répondre à un certain nombre de questions d'intérêt. Ainsi, l'ample progression des gains annuels du groupe plus âgé par l'évolution des niveaux de scolarité et d'autres caractéristiques pourrait s'expliquer de deux façons. D'abord, on peut penser que plus on est scolarisé, plus on gagne d'argent par heure et par semaine de travail. Autre possibilité, les plus instruits travailleraient tout simplement plus de semaines et d'heures par an.

Pour trancher la question, nous comparons les variations du logarithme respectif des gains annuels et des gains hebdomadaires en tenant compte du fait que la répondante travaille habituellement à plein temps ou à temps partiel[7]. Nous savons que la variation de la moyenne des gains annuels en expression logarithmique est simplement la somme des variations de la moyenne du logarithme respectif des gains hebdomadaires et des semaines travaillées et que la variation des semaines travaillées en expression logarithmique peut simplement se calculer en tant que valeur résiduelle.

Pour les mères seules plus âgées (40 ans et plus) au tableau 7, les résultats indiquent que la progression est attribuable en majeure partie à une capacité de gains qui s'accroit par de meilleurs niveaux de scolarité. Au cours des deux décennies considérées, les gains annuels se sont respectivement élevés de 22 % et 29 % au Canada et aux États-Unis. Si on compare les résultats pour les gains hebdomadaires, on peut constater que le gros de la progression — de 59 % (0,13/0,22) au Canada et de 73 % (0,21/0,29) aux États-Unis — tient à une augmentation des gains hebdomadaires plutôt que du nombre de semaines travaillées par an. Dans les deux pays, l'évolution de la rémunération hebdomadaire a pour cause principale les variations de composition qui ont eu lieu pendant les années 1980.

Par ailleurs, les tendances chez les mères seules plus jeunes (aux États-Unis en particulier) révèlent que, en majeure partie, la progression des gains annuels tient à une intensification de l'activité sur le marché du travail. Dans le sens même de la thèse de la réforme du régime de bien-être, les gains dans ce pays ont augmenté de 10 % pendant les années 1990 en valeur annuelle, mais de 2 % seulement en valeur hebdomadaire, indice que la plupart des hausses sont le résultat d'une meilleure offre de travail (semaines travaillées). Au Canada, une légère baisse des gains hebdomadaires (4 %) a été compensée par une modeste hausse des semaines travaillées et les gains annuels se sont accrus de 2 %.

7. Idéalement, nous tiendrions compte des variations du nombre tant de semaines que d'heures hebdomadaires travaillées (ce qui est égal au nombre total d'heures travaillées par an) dans un calcul de l'évolution du salaire horaire. Le recensement du Canada ne permet pas d'estimer la masse annuelle des heures travaillées.

Tableau 7
Décomposition de la variation des gains annuels et hebdomadaires en expression logarithmique chez les mères seules au Canada et aux États-Unis

	Mères de moins de 40 ans				Mères de 40 ans et plus			
		Variation due à				Variation due à		
	Total=	compo-sition	coeffi-cients	inter-action	Total=	compo-sition	coeffi-cients	inter-action
États-Unis								
1979 à 1989								
Gains annuels	-0,04	0,07	-0,15	0,04	0,21	0,17	-0,01	0,05
Gains hebdomadaires	-0,04	0,04	-0,11	0,02	0,16	0,15	-0,03	0,05
1989 à 1999								
Gains annuels	0,10	-0,04	0,12	0,02	0,07	0,03	0,03	0,01
Gains hebdomadaires	0,02	0,01	0,01	0,00	0,04	0,04	0,00	0,00
1979 à 1999								
Gains annuels	0,06	0,02	-0,02	0,06	0,29	0,19	0,06	0,04
Gains hebdomadaires	-0,02	0,04	-0,09	0,03	0,21	0,17	-0,01	0,04
Canada								
1980 à 1990								
Gains annuels	-0,04	0,04	-0,08	0,00	0,23	0,20	0,04	-0,01
Gains hebdomadaires	-0,04	0,02	-0,07	0,00	0,16	0,15	0,01	0,00
1990 à 2000								
Gains annuels	0,02	0,03	-0,02	0,01	-0,01	0,04	-0,05	0,00
Gains hebdomadaires	-0,04	0,02	-0,07	0,00	-0,04	0,02	-0,06	0,00
1980 à 2000								
Gains annuels	-0,03	0,07	-0,10	0,01	0,22	0,24	0,03	-0,05
Gains hebdomadaires	-0,09	0,03	-0,14	0,02	0,13	0,17	-0,03	-0,01

Nota : Les auteurs établissent les estimations relatives aux États-Unis en se reportant aux fichiers de microdonnées à grande diffusion (Public-Use Microdata Sample files) des recensements américains. Pour les estimations canadiennes, ils se reportent aux fichiers principaux des recensements canadiens. Les chiffres d'emploi et de gains visent l'année précédant le recensement.
Sources : Statistique Canada, Recensements du Canada de 1981, 1991 et 2001; U.S. Census Bureau, Recensements des États-Unis de 1980, 1990 et 2000.

La comparaison des éléments d'analyse de décomposition des gains hebdomadaires des mères seules plus jeunes est également instructive. Les deux pays ont assisté à une décroissance des taux de rémunération des jeunes travailleurs par rapport à ceux des travailleurs plus âgés depuis les années 1970 (Boudarbat, Lemieux et Riddell, 2006; Card et DiNardo, 2002). Cette tendance a aussi influé sur le revenu du travail des mères seules plus jeunes. Dans l'un et l'autre de ces pays, une faible variation positive de composition témoignant de niveaux de scolarité plus élevés et d'autres caractéristiques a été contrebalancée par une forte diminution de la « rétribution » de ces caractéristiques. Au cours des deux décennies considérées, le rendement des caractéristiques d'intérêt sur le marché du travail (variations des coefficients) a décru de 9 % aux États-Unis et de 14 % au Canada en valeur hebdomadaire. Les variations de composition n'ont que partiellement compensé les variations des coefficients. C'est ainsi que, pendant les deux décennies, les gains

hebdomadaires totaux des mères seules plus jeunes ont régressé de 2 % aux États-Unis et de 9 % au Canada.

En résumé, la progression des gains annuels des mères seules plus âgées occupant un emploi a principalement pour origine une meilleure capacité de gains apportée par une meilleure scolarité plutôt que par une offre de travail supérieure. En revanche, la progression modeste qu'a connue le groupe plus jeune de mères seules s'explique avant tout par une augmentation du nombre de semaines travaillées.

5 Examen et conclusion

Tant au Canada qu'aux États-Unis, la montée de l'emploi chez les mères seules plus âgées (40 ans et plus) a principalement eu lieu pendant les années 1980 et par variation de composition dans une large mesure. En revanche, l'évolution qu'ont connue les mères seules plus jeunes s'est surtout limitée aux niveaux d'emploi par opposition aux niveaux de gains; elle s'est opérée pendant les années 1990 et n'avait guère à voir avec l'évolution de la scolarité ni avec les autres variations de composition. La progression des gains annuels chez les mères seules plus âgées ayant un emploi s'explique avant tout par une meilleure capacité de gains grâce à des niveaux de scolarité supérieurs, plutôt que par une offre accrue de travail. Dans le cas des mères seules plus jeunes, la progression modeste constatée tient dans une large mesure à une augmentation du nombre de semaines travaillées.

Ces vastes similitudes nous cachent toutefois deux grandes différences d'ordre de grandeur de ces effets. Les variations de composition sont prédominantes dans le cas des mères seules plus âgées, mais ces effets ont été bien plus marqués au Canada qu'aux États-Unis, bien que les variations de composition aient eu un peu plus d'ampleur chez notre voisin du sud. La proportion de mères seules plus âgées ayant fait des études postsecondaires ou obtenu un grade universitaire a monté de 32 points de pourcentage aux États-Unis et de 28 points au Canada. Les différences de tendances dans ce groupe s'expliquent plutôt par une plus forte augmentation au Canada de ses taux d'emploi plus généralement. Au cours des deux décennies, l'emploi chez les mères mariées a monté de 58 % à 80 % (variation de 22 points de pourcentage) au Canada et de 59 % à 73 % (variation de 14 points de pourcentage) aux États-Unis.

Le tableau est inverse dans le cas des mères seules plus jeunes. Dans le groupe des moins de 30 ans, les niveaux initiaux d'emploi étaient plus élevés, mais l'emploi a progressé deux à trois fois plus aux États-Unis qu'au Canada surtout à cause de différences de changement de « comportement ». Bien que nos données ne permettent pas de cerner les causes de ces différences, l'effet de comportement bien plus marqué aux États-Unis rejoint le simple constat de politiques sociales nationales qui donnent des possibilités différentes de demeurer au foyer aux Américaines et aux Canadiennes qui sont des mères seules.

De tout temps, les deux pays ont destiné aux pères et mères seuls un régime de bien-être qui créait une sérieuse désincitation à l'emploi parce que l'aide financière apportée diminuait de dollar à dollar à mesure qu'augmentait le revenu d'emploi. Il reste que des transferts sociaux nettement plus élevés auront sans doute fait de la non-accession à l'emploi une possibilité un peu plus viable au Canada qu'aux États-Unis. Les simulations effectuées par Blank et Hanratty (1993) avec des données de 1986 indiquent que les mères et les pères seuls aux États-Unis seraient bien moins pauvres s'ils avaient droit à un régime de transferts sociaux semblable à celui du Canada. Ajoutons

que, durant les années 1980, les transferts de revenu aux mères seules ont décru aux États-Unis, alors qu'ils croissaient au Canada (Hanratty et Blank, 1992).

Au cours des années 1990, les deux pays ont réformé leur régime de bien-être social et accru les encouragements au travail à l'intention des mères seules. Aux États-Unis, il s'agissait cependant de réformes instituées au niveau national par la *Personal Responsibility Act* de 1996. Au Canada, il appartenait aux provinces de réduire nettement l'aide sociale et de changer les critères d'admissibilité; les baisses importantes de régime se sont largement limitées à l'Ontario et à l'Alberta[8].

Aspect tout aussi important, les deux pays ont joint la « carotte au bâton » comme incitation à l'emploi (Myles et Pierson, 1997). Aux États-Unis, le Earned Income Tax Credit (EITC) créé par Richard Nixon a été bonifié par tous les présidents qui ont suivi, sauf par le dernier gouvernement. La version canadienne a évolué depuis 1978, culminant dans l'adoption du régime de la Prestation nationale pour enfants (PNE) en 1997, mais à une grande différence près. Comme l'accès au EITC dépend des gains, les mères seules **doivent** avoir un emploi pour y être admises. Le régime de la PNE fournit également des prestations en fonction du revenu aux non-travailleurs pauvres. Ce sont en fait les mères au foyer sans revenu du travail qui ont eu droit aux prestations les plus élevées (Mendelson, 2003). Comparativement aux normes internationales, les prestations ne sont généreuses ni aux États-Unis ni au Canada (Rainwater et Smeeding, 2003), mais aux États-Unis les incitatifs au travail sont sans doute bien supérieurs (en niveau et en variation) pour les mères seules.

On sait depuis longtemps que le comportement des mères seules, jeunes et moins jeunes, sur le marché du travail n'est pas du tout le même pour une même politique sociale. Dooley (1999) signale des différences tranchées de taux d'activité sur le marché du travail entre mères seules de moins et de plus de 35 ans. Analysant l'évolution de 1973 à 1991 de l'utilisation du régime de bien-être par les mères seules au Canada, cet auteur constate que les mères seules de moins de 35 ans ont dépendu de plus en plus de l'aide sociale dans un contexte de stagnation des salaires et de recul de l'activité. Chez les mères seules de plus de 35 ans par ailleurs, la dépendance a diminué dans un contexte de montée des salaires et du revenu du travail. Les femmes qui sont devenues mères seules plus tard dans leur vie auront sans doute une grande expérience du marché du travail et, au moment de rompre leur union, des gains familiaux considérablement supérieurs. Juby, Le Bourdais et Marcil-Gratton (2003 : 20) indiquent que la situation financière des mères seules après la séparation est étroitement liée au revenu familial intact, c'est-à-dire au revenu d'avant la séparation. Celles qui sont le plus à l'aise viennent, par exemple, des familles intactes les plus fortunées et qui étaient déjà pleinement présentes sur le marché du travail avant la séparation.

À la fin des années 1990, on a vu d'un bon œil la montée de l'emploi chez les mères seules en grande partie à cause de la baisse concomitante des taux de pauvreté de ce groupe. D'après les mesures de la pauvreté de l'« Étude sur le revenu du Luxembourg » (familles dont le revenu est de

8. Des analyses distinctes consacrées à ces deux provinces dégagent aussi une tendance qui s'écarte quelque peu des tendances nationales. Durant les années 1990, les niveaux d'emploi se sont respectivement élevés de 8,8 et 7,5 points de pourcentage chez les mères seules en Alberta et en Ontario. Au Québec cependant, les mères seules présentaient le plus haut taux de croissance de l'emploi dans les années 1990 (9,4 points de pourcentage) et, en 2000, les niveaux d'emploi de ce groupe dépassaient de 4 points de pourcentage ceux du reste du Canada. Les variations de composition ont été à l'origine de 28 % seulement de la progression observée dans les années 1990. Ces résultats sont fidèles aux conclusions concernant la libéralisation du régime des garderies dans cette province (Baker, Gruber et Milligan, 2005; Lefebvre et Merrigan, 2005).

moins de la moitié du revenu médian), le taux de pauvreté des mères seules s'établissait à 52 % aux États-Unis et à 49 % au Canada à la fin des années 1970. Pendant les années 1980, le taux a augmenté aux États-Unis (jusqu'à 61 % en 1991) pour ensuite retomber à 49 % en l'an 2000 (chiffres principaux de l'étude précitée). Au Canada, le taux a été plus ou moins stable au cours des années 1980, mais il n'était plus que de 41 % en 2000.

Il serait néanmoins naïf de conclure que la décroissance des taux de pauvreté pendant les années 1990 serait révélatrice d'une tendance à plus long terme destinée à se prolonger. À 82 %, le taux d'activité sur le marché du travail des mères seules parvenait au niveau de saturation aux États-Unis en 1999 et l'emportait nettement sur le taux correspondant (73 %) des mères mariées ayant des enfants. De plus, la majorité des mères seules occupant un emploi dans ce pays travaillaient presque à l'année (40 semaines et plus). On ne peut guère s'attendre à de futurs avantages si on favorise ou force une plus grande activité sur le marché du travail par de nouvelles baisses de prestations[9]. De nouveaux gains sont plus à prévoir pour les mères seules au Canada dont les niveaux d'emploi atteignaient 73 % en 2000 (le taux était de 80 % pour les mères mariées). Il est cependant improbable qu'on retrouve dans l'avenir la progression d'origine démographique dont ont profité les mères seules depuis un quart de siècle au Canada. Le vieillissement de la génération du baby-boom est un événement ponctuel qui éveille seulement un faible écho lorsque sa progéniture arrive à son tour à l'âge de procréer.

9. De 1994 à 2003, les prestations mensuelles maximales des programmes Aid to Families with Dependent Children et Temporary Assistance for Needy Families aux mères et pères seuls ont diminué dans tous les États américains, sauf dans 5. Elles ont baissé de 18 % dans 25 États (Green Book, tableau 7-10). Depuis 1970, la prestation maximale est en baisse de 40 % et plus dans 42 États (Green Book, tableau 7-13).

Annexe 1
Estimation par les moindres carrés ordinaires des probabilités d'emploi des mères seules ayant des enfants de moins de 18 ans au Canada et aux États-Unis

	Canada			États-Unis		
	1980	1990	2000	1979	1989	1999
Valeur à l'origine	0,568	0,614	0,656	0,691	0,669	0,691
15 à 24 ans	-0,067	-0,117	-0,117	-0,042	-0,049	0,002 n
25 à 29 ans	-0,034	-0,082	-0,047	0,002 n	-0,018	0,048
30 à 34 ans	0,001 n	-0,028	-0,015	0,023	0,007	0,036
35 à 39 ans	0,016	0,004 n	-0,003 n	0,022	0,015	0,020
45 à 49 ans	-0,045	-0,027	-0,020	-0,037	-0,033	-0,029
50 à 54 ans	-0,118	-0,080	-0,060	-0,092	-0,075	-0,071
55 ans et plus	-0,230	-0,199	-0,220	-0,189	-0,178	-0,235
Grade universitaire	0,370	0,348	0,317	0,274	0,334	0,293
Certaines études postsecondaires	0,297	0,276	0,247	0,234	0,275	0,254
Études secondaires	0,195	0,187	0,166	0,187	0,193	0,176
Nombre d'enfants	-0,084	-0,078	-0,050	-0,061	-0,069	-0,029
Enfants de moins de 6 ans	-0,083	-0,063	-0,081	-0,105	-0,075	-0,038
Séparée ou divorcée	0,086	0,072	0,003	0,105	0,097	0,038
Veuve	0,078	0,027	-0,011 n	-0,016	-0,005 n	-0,074
Situation d'immigrante	0,119	0,107	0,070	-0,058	0,006 n	-0,003 n
Noire	0,145	0,023	-0,002 n	-0,073	-0,048	-0,039
Hispanique	...	...	...	-0,108	-0,083	-0,045
Asiatique	0,035	-0,042	-0,064	-0,006 n	-0,098	-0,041
Autres	-0,067	-0,134	-0,060	-0,051	-0,067	-0,050
R^2	0,162	0,155	0,121	0,176	0,178	0,110
Taille de l'échantillon	71 308	92 043	112 509	257 075	312 299	384 958

... n'ayant pas lieu de figurer
n = non significatif à $p < 0,05$.
Nota : Les auteurs établissent les estimations relatives aux États-Unis en se reportant aux fichiers de microdonnées à grande diffusion (Public-Use Microdata Sample files) des recensements américains. Pour les estimations canadiennes, ils se reportent aux fichiers principaux des recensements canadiens. Les chiffres d'emploi et de gains visent l'année précédant le recensement. Le groupe d'âge de 40 à 44 ans est le groupe de référence.
Sources : Statistique Canada, Recensements du Canada de 1981, 1991 et 2001; U.S. Census Bureau, Recensements des États-Unis de 1980, 1990 et 2000.

Annexe 2
Estimation par les moindres carrés ordinaires des probabilités d'emploi des mères seules et mariées, selon leur âge

	Canada			États-Unis		
	1980	1990	2000	1979	1989	1999
Mères de moins de 40 ans						
Valeur à l'origine	0,609	0,643	0,674	0,720	0,692	0,717
15 à 24 ans	-0,086	-0,119	-0,118	-0,064	-0,062	-0,027
25 à 29 ans	-0,051	-0,083	-0,045	-0,021	-0,031	0,023
30 à 34 ans	-0,014	-0,031	-0,012	0,000 n	-0,006	0,014
Grade universitaire	0,356	0,343	0,324	0,271	0,334	0,276
Certaines études postsecondaires	0,280	0,268	0,246	0,231	0,269	0,253
Études secondaires	0,175	0,175	0,149	0,185	0,187	0,175
Nombre d'enfants	-0,093	-0,091	-0,061	-0,064	-0,073	-0,031
Enfants de moins de 6 ans	-0,087	-0,067	-0,078	-0,107	-0,075	-0,031
Séparée ou divorcée	0,096	0,089	-0,013	0,110	0,102	0,037
Veuve	0,075	0,014	-0,017 n	-0,029	-0,011 n	-0,099
Situation d'immigrante	0,125	0,117	0,075	-0,074	0,007	-0,016
Noire	0,127	0,012 n	-0,006 n	-0,069	-0,047	-0,035
Hispanique	...	...	...	-0,107	-0,089	-0,049
Asiatique	0,026 n	-0,057	-0,048	-0,021 n	-0,118	-0,044
Autres	-0,077	-0,131	-0,064	-0,039	-0,064	-0,048
R^2	0,161	0,149	0,118	0,182	0,173	0,101
Taille de l'échantillon	45 107	63 106	64 927	186 179	200 622	253 965
Mères de 40 ans et plus						
Valeur à l'origine	0,544	0,561	0,624	0,695	0,651	0,676
45 à 49 ans	-0,039	-0,019	-0,015	-0,035	-0,030	-0,032
50 à 54 ans	-0,109	-0,069	-0,053	-0,090	-0,071	-0,075
55 ans et plus	-0,218	-0,190	-0,213	-0,189	-0,176	-0,239
Grade universitaire	0,385	0,357	0,314	0,278	0,342	0,309
Certaines études postsecondaires	0,324	0,289	0,248	0,238	0,291	0,254
Études secondaires	0,232	0,217	0,192	0,189	0,213	0,178
Nombre d'enfants	-0,070	-0,042	-0,030	-0,052	-0,052	-0,026
Enfants de moins de 6 ans	-0,058	-0,040	-0,091	-0,085	-0,077	-0,055
Séparée ou divorcée	0,098	0,082	0,062	0,078	0,068	0,046
Veuve	0,068	0,046	0,003 n	-0,031	-0,024	-0,056
Situation d'immigrante	0,081	0,040	-0,006 n	-0,032	-0,004 n	0,015
Noire	0,185	0,046	0,003 n	-0,084	-0,050	-0,045
Hispanique	...	...	...	-0,107	-0,060	-0,033
Asiatique	0,044	-0,024 n	-0,079	0,006 n	-0,064	-0,042
Autre	-0,040 n	-0,129	-0,051	-0,085	-0,074	-0,052
R^2	0,168	0,139	0,106	0,163	0,185	0,136
Taille de l'échantillon	26 200	28 936	47 582	70 896	81 780	130 874

... n'ayant pas lieu de figurer
n = non significatif à $p < 0,05$.
Nota : Les auteurs établissent les estimations relatives aux États-Unis en se reportant aux fichiers de microdonnées à grande diffusion (Public-Use Microdata Sample files) des recensements américains. Pour les estimations canadiennes, ils se reportent aux fichiers principaux des recensements canadiens. Les chiffres d'emploi et de gains visent l'année précédant le recensement. Le groupe d'âge de 40 à 44 ans est le groupe de référence.
Sources : Statistique Canada, Recensements du Canada de 1981, 1991 et 2001; U.S. Census Bureau, Recensements des Etats-Unis de 1980, 1990 et 2000.

Annexe 3
Estimation par les moindres carrés ordinaires du logarithme du revenu d'emploi chez les mères seules et mariées ayant des enfants de moins de 18 ans

	Canada			États-Unis		
	1980	1990	2000	1979	1989	1999
Valeur à l'origine	9,70	9,60	9,56	9,46	9,35	9,38
15 à 24 ans	-0,92	-1,11	-1,02	-0,68	-0,92	-0,70
25 à 29 ans	-0,42	-0,62	-0,54	-0,24	-0,41	-0,28
30 à 34 ans	-0,15	-0,30	-0,28	-0,07	-0,17	-0,13
35 à 39 ans	-0,01 n	-0,11	-0,09	0,03	-0,03	-0,04
45 à 49 ans	-0,05	-0,03 n	0,06	-0,05	-0,04	0,02
50 à 54 ans	-0,16	-0,10	0,01 n	-0,11	-0,09	-0,02
55 ans et plus	-0,24	-0,24	-0,19	-0,22	-0,15	-0,09
Grade universitaire	0,85	0,95	0,91	0,75	1,12	1,09
Certaines études postsecondaires	0,45	0,47	0,47	0,51	0,72	0,66
Études secondaires	0,31	0,33	0,27	0,40	0,50	0,42
Nombre d'enfants	-0,21	-0,17	-0,13	-0,14	-0,17	-0,09
Enfants de moins de 6 ans	-0,12	-0,05	-0,07	-0,18	-0,10	-0,07
Séparée ou divorcée	0,01	0,06	0,04	0,17	0,17	0,09
Veuve	0,05 n	0,05	-0,08 n	-0,11	-0,10	-0,12
Situation d'immigrante	0,14	0,19	0,16	0,04	0,09	0,02
Noire	0,05 n	0,03 n	-0,03 n	0,04	-0,03	-0,06
Hispanique	...	...	...	0,00 n	0,01 n	-0,05
Asiatique	0,02 n	-0,05 n	-0,16	0,03 n	0,07	0,04
Autres	-0,23	-0,26	-0,13	-0,15	-0,26	-0,13
R^2	0,131	0,155	0,123	0,144	0,213	0,190
Taille de l'échantillon	43 350	60 929	82 117	176 687	228 253	314 636

... n'ayant pas lieu de figurer
n = non significatif à $p < 0,05$.
Nota : Les auteurs établissent les estimations relatives aux États-Unis en se reportant aux fichiers de microdonnées à grande diffusion (Public-Use Microdata Sample files) des recensements américains. Pour les estimations canadiennes, ils se reportent aux fichiers principaux des recensements canadiens. Les chiffres d'emploi et de gains visent l'année précédant le recensement. Le groupe d'âge de 40 à 44 ans est le groupe de référence.
Sources : Statistique Canada, Recensements du Canada de 1981, 1991 et 2001; U.S. Census Bureau, Recensements des Etats-Unis de 1980, 1990 et 2000.

Annexe 4
Estimation par les moindres carrés ordinaires du logarithme des gains annuels des mères seules et mariées, selon leur âge

	Canada						États-Unis					
	1980		1990		2000		1979		1989		1999	
Mères de moins de 40 ans												
Valeur à l'origine	9,74		9,54		9,52		9,50		9,32		9,34	
15 à 24 ans	-0,90		-1,00		-0,94		-0,71		-0,88		-0,66	
25 à 29 ans	-0,41		-0,50		-0,45		-0,28		-0,37		-0,23	
30 à 34 ans	-0,14		-0,18		-0,19		-0,10		-0,13		-0,09	
Grade universitaire	0,75		0,87		0,87		0,73		1,12		1,08	
Certaines études postsecondaires	0,43		0,43		0,44		0,51		0,73		0,66	
Études secondaires	0,31		0,30		0,24		0,42		0,52		0,43	
Nombre d'enfants	-0,25		-0,20		-0,16		-0,16		-0,18		-0,10	
Enfants de moins de 6 ans	-0,14		-0,05		-0,07		-0,19		-0,11		-0,07	
Séparée divorcée	0,08		0,14		0,08		0,18		0,18		0,09	
Veuve	0,05		0,06		-0,08	n	-0,12		-0,12		-0,13	
Situation d'immigrante	0,17		0,21		0,17		0,05		0,11		0,03	
Noire	0,04	n	0,04	n	0,01	n	0,06		-0,03		-0,05	
Hispanique	...		...		...		0,03		0,04		-0,01	
Asiatique	-0,01	n	0,00	n	-0,14		0,02		0,11		0,08	
Autres	-0,21	n	-0,24		-0,13		-0,15		-0,25		-0,11	
R^2	0,141		0,1338		0,108		0,155		0,203		0,174	
Taille de l'échantillon	27 716		39 579		44 953		128 547		142 472		208 362	
Mères de 40 ans et plus												
Valeur à l'origine	9,75		9,54		9,50		9,45		9,36		9,42	
45 à 49 ans	-0,03		-0,01	n	0,06		-0,04		-0,03		0,02	
50 à 54 ans	-0,13		-0,07		0,02	n	-0,10		-0,08		-0,01	n
55 ans et plus	-0,21		-0,19		-0,17		-0,21		-0,15		-0,08	
Grade universitaire	0,99		1,03		0,94		0,77		1,10		1,06	
Certaines études postsecondaires	0,47		0,54		0,49		0,48		0,70		0,62	
Études secondaires	0,29		0,39		0,31		0,34		0,45		0,36	
Nombre d'enfants	-0,17		-0,12		-0,10		-0,10		-0,13		-0,07	
Enfants de moins de 6 ans	0,03	n	-0,03		-0,09		-0,09		-0,08		-0,05	
Séparation/divorce	-0,02	n	0,12		0,15		0,14		0,13		0,07	
Veuvage	-0,16		-0,03	n	0,02	n	-0,13		-0,12		-0,12	
Situation d'immigrante	0,05		0,03	n	-0,07		0,05		0,07		0,01	n
Noire	0,01	n	0,01	n	-0,09		-0,02	n	0,00	n	-0,09	
Hispanique	...		...		...		-0,11		-0,09		-0,14	
Asiatique	0,05	n	-0,09		-0,18		0,04	n	0,01	n	-0,01	n
Autres	-0,28		-0,31		-0,13		-0,16		-0,29		-0,16	
R^2	0,090		0,102		0,073		0,095		0,144		0,136	
Taille de l'échantillon	15 633		21 350		37 164		48 140		63 363		106 274	

... n'ayant pas lieu de figurer
n = non significatif à $p < 0,05$.
Nota : Les auteurs établissent les estimations relatives aux États-Unis en se reportant aux fichiers de microdonnées à grande diffusion (Public-Use Microdata Sample files) des recensements américains. Pour les estimations canadiennes, ils se reportent aux fichiers principaux des recensements canadiens. Les chiffres d'emploi et de gains visent l'année précédant le recensement. Le groupe d'âge de 40 à 44 ans est le groupe de référence.
Sources : Statistique Canada, Recensements du Canada de 1981, 1991 et 2001; U.S. Census Bureau, Recensements des Etats-Unis de 1980, 1990 et 2000.

Bibliographie

Baker, Michael, Jonathan Gruber et Kevin Milligan. 2005. *Universal childcare, maternal labor supply and family well-being*. Document de travail du NBER n° 11832. Cambridge, Mass. : National Bureau of Economic Research.

Blank, Rebecca M. 2002. « Evaluating welfare reform in the United States ». *Journal of Economic Literature*. 40, 4 : 1105–1166.

Blank, Rebecca M., et Maria J. Hanratty. 1993. « Responding to Need: A Comparison of Social Safety Nets in Canada and the United States ». Dans *Small Differences that Matter: Labor Markets and Income Maintenance in Canada and the United States*, 191–231. David Card et Richard B. Freeman (rév.). Chicago : University of Chicago Press.

Blau, Francine D., et John W. Graham. 1990. « Black-White differences in wealth and asset composition ». *The Quarterly Journal of Economics*. 105, 2 : 321–339.

Blinder, Allan S. 1973. « Wage discrimination: reduced form and structural estimates ». *Journal of Human Resources*. 8, 4 : 436–455.

Boudarbat, Brahim, Thomas Lemieux et W. Craig Riddell. 2006. « Recent Trends in Wage Inequality and the Wage Structure in Canada ». Dans *Dimensions of Inequality in Canada*, 273–306. David Green et Jonathan Kesselman (rév.). Vancouver : University of British Columbia Press.

Card, David, et John E. DiNardo. 2002. « Skill-biased technological change and rising wage inequality: Some problems and puzzles ». *Journal of Labor Economics* 20, 4 : 733–783.

Dooley, Martin D. 1999. « The evolution of welfare participation among Canadian lone mothers, 1973-1991 ». *Revue canadienne d'économique*. 32, 3 : 589–612.

Dooley, Martin D. 1994. « The converging market work patterns of married mothers and lone mothers in Canada ». *The Journal of Human Resources*. 29, 2 : 600–620.

Dooley, Martin, et Ross Finnie. 2001. *Différences de la participation à la main-d'oeuvre, du revenu et du recours à l'aide sociale chez les mères seules canadiennes*. Direction générale de la recherche appliquée. Politique stratégique. Document de travail n° SP-479-01-02E. Ottawa : Développement des ressources humaines Canada.

Eissa, Nada, et Jeffrey B. Liebman. 1996. « Labor supply response to the earned income tax credit ». *The Quarterly Journal of Economics*. 111, 2 : 605–637.

Ellwood, David, et Christopher Jencks. 2004. « The uneven spread of single-parent families: What do we know? Where do we look for answers? » Dans *Social Inequality*. 3–78 Kathryn M. Neckerman (rév.). New York : The Russell Sage Foundation.

Even, William E., et David A. Macpherson. 1994. « Employer size and compensation: The role of worker characteristics ». *Applied Economics*. 26, 9 : 897–907.

Fang, Hanming, et Michael P. Keane. 2004. *Assessing the Impact of Welfare Reform on Single Mothers*. New Haven : Department of Economics, Yale University.

Frenette, Marc. 2005. *L'accès aux études postsecondaires est-il plus équitable au Canada ou aux États-Unis?* Direction des études analytiques. Documents de recherche. N° 11F0019MIF2005244 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.

Grogger, Jeffrey. 2003. « The effects of time limits, the EITC, and other policy changes on welfare use, work, and income among female-headed families ». *The Review of Economics and Statistics*. 85, 2 : 394–408.

Green Book. 2004: « Background material and data on the programs within the jurisdiction of the Committee on Ways and Means ». Washington, D.C. : Committee on Ways and Means, U.S. House of Representatives.

Hanratty, Maria J., et Rebecca M. Blank. 1992. « Down and out in North America: Recent trends in poverty rates in the United States and Canada ». *The Quarterly Journal of Economics*. 107, 1 : 233–254.

Juby, Heather, Céline Le Bourdais et Nicole Marcil-Gratton. 2003. *Incidence des changements familiaux, de la situation d'emploi et du revenu des parents sur le bien-être économique des enfants : perspective longitudinale.* Analyse de l'Enquête longitudinale sur les enfants et les jeunes. Ottawa : Ministère de la Justice Canada.

Lefebvre, Pierre, et Philip Merrigan. 2005. *La politique des services de garde à 5 $/jour et l'offre de travail des mères québécoises : résultats d'une expérience naturelle canadienne.* Montréal : Département des sciences économiques, Université du Québec à Montréal.

McMullin, Julie Ann, Lorraine Davies et Gale Cassidy. 2002. « Welfare reform in Ontario: Tough times in mothers' lives ». *Analyse de politiques*. 28, 2 : 297–314.

Mendelson, Michael. 2003. « Child benefits levels in 2003 and beyond: Australia, Canada, the U.K. and the U.S. ». Ottawa : Caledon Institute of Social Policy.

Meyer, Bruce D., et Dan T. Rosenbaum. 2001. « Welfare, the earned income tax credit, and the labor supply of single mothers ». *The Quarterly Journal of Economics*. 116, 3 : 1063–1114.

Moffit, Robert A. 1999. « New developments in econometric methods for labor market analysis ». 3, 24 : 1367–1397. Dans *Handbook of Labor Economics*. O. Ashenfelter and D. Card (rév.). New York : Elsevier.

Myles, John, Feng Hou, Garnett Picot et Karen Myers. 2007. « Why did employment and earnings rise among lone mothers in Canada during the 1980s and 1990s? » *Canadian Public Policy*. 33,2 : 147–172.

Myles, John, Feng Hou, Garnett Picot et Karen Myers. 2006. *Pourquoi l'emploi et les gains ont-ils augmenté chez les mères seules durant les années 1980 et 1990?* Direction des études analytiques. Documents de recherche. N° 11F0019MIF2006282 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.

Myles, John, et Paul Pierson. 1997. « Friedman's revenge: the reform of "liberal" welfare states in Canada and the United States ». *Politics and Society.* 25, 4 : 443–472.

Oaxaca, Ronald L. 1973. « Male-female wage differentials in urban labor markets ». *International Economic Review.* 14, 3 : 693–709.

Rainwater, Lee, et Timothy M. Smeeding. 2003. *Poor Kids in a Rich Country*. New York : Russell Sage Foundation.